

La fonction de demande de monnaie pour la zone euro : un réexamen

Direction générale des Études et des Relations internationales
Réseau « Demande de monnaie »

Cet article propose un réexamen de la spécification de la fonction de demande de monnaie de la zone euro. En effet, les spécifications traditionnelles conduisent à des résultats parfois peu satisfaisants : instabilité des coefficients de court et long termes ; écarts relativement importants entre les agrégats estimés et observés ; variation sensible du nombre des relations de long terme.

Deux facteurs ont notamment été à l'origine de la dynamique de M3 dans la zone euro : une forte préférence pour la liquidité, observée de 2001 à 2003 et suivie d'une normalisation, à un rythme relativement modéré, des comportements de portefeuille ; du côté des contreparties, on note des variations d'amplitude comparable de M3 et des créances nettes sur l'extérieur. Ces facteurs soulignent le rôle des arbitrages nationaux et internationaux de portefeuille dans les évolutions monétaires. D'où l'idée de construire une fonction de demande de monnaie hors contrepartie extérieure et, alternativement, d'introduire des prix d'actifs financiers dans la fonction de demande de M3 comme l'avait suggéré Friedman (1988).

Au préalable, l'équation traditionnelle a été réestimée afin de vérifier, par exemple, si l'allongement de la période d'estimation n'entraîne pas de modification majeure, notamment en termes de stabilité des paramètres ou du nombre de relations structurelles. Or, cette équation affiche une double instabilité (paramètres et nombre de relations de long terme). La non-prise en compte de la contrepartie extérieure conduit à des résultats similaires. En revanche, l'introduction du cours des actions européennes permet d'obtenir un effet de substitution (coefficient significativement négatif) de cette variable et un meilleur ajustement, sans compromettre les deux relations de long terme (demande de monnaie et relation de Fisher) mises en évidence dans l'article publié dans le Bulletin de la Banque de France n° 111. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, une baisse du rendement boursier européen entraînerait une remontée de l'encaisse réelle et une diminution de la vitesse de circulation de la monnaie. L'évolution des marchés d'actions serait ainsi un facteur explicatif non négligeable de la dynamique de M3 dans la zone euro.

Enfin, des évaluations de l'écart d'encaisses réelles, fondées sur l'équation de demande de monnaie incluant l'effet de substitution du cours boursier européen, font ressortir un excès de liquidité modéré mais persistant dans la zone euro.

Mots clés : demande de monnaie, taux intrinsèque, richesse,
substitution

Code JEL : C22, C32, E41

NB : L'étude est la synthèse des travaux d'un projet impliquant plusieurs directions de la Banque de France, dirigé par Françoise Drumetz (Direction de la Recherche, DIR) et regroupant Sanvi Avouyi-Dovi (DIR), Matthieu Brun (DIR), Alain Dreyfus (Direction de la Balance des paiements), Vichett Oung (Direction des Études et Statistiques monétaires), Jean-Guillaume Sahuc (DIR).

I | Facteurs de la dynamique des évolutions monétaires dans la zone euro

Le numéro de juillet 2005 du *Bulletin mensuel* de la Banque centrale européenne met en évidence le rôle de certains facteurs dans la dynamique des évolutions monétaires dans la zone euro. Parmi ceux-ci, sont notamment évoqués :

- la préférence pour la liquidité exceptionnellement forte observée entre 2001 et 2003, dans un contexte d'incertitudes au plan géopolitique et sur les marchés financiers, suivie d'une normalisation, à un rythme relativement modéré, de la composition des portefeuilles des agents économiques ;
- du côté des contreparties, la forte corrélation entre les évolutions de M3 et celles des créances nettes des institutions financières résidentes de la zone euro sur les non-résidents.

De fait, depuis la fin des années quatre-vingt-dix, les évolutions de M3 dans la zone euro ont été fortement influencées par celles de la contrepartie extérieure (cf. *Bulletin de la Banque de France*, n° 69). Deux phénomènes principaux ont été à l'origine de l'incidence restrictive puis expansive de la contrepartie extérieure sur M3 au cours des dernières années : la vague de fusions-acquisitions d'entreprises non résidentes par les entreprises résidentes qui s'est interrompue en 2001¹ ; un marché obligataire européen plus liquide et profond avec l'avènement de l'euro, devenu en conséquence plus attractif pour les investisseurs non résidents. Si la zone euro a régulièrement enregistré des entrées nettes en titres de créance depuis 2001, le total cumulé des investissements directs nets et des investissements de portefeuille nets en actions a, en revanche, présenté un caractère cyclique beaucoup plus marqué que les flux nets sur obligations, contribuant à rendre les évolutions de M3 plus difficiles à prévoir.

Compte tenu de ces éléments qui soulignent l'importance des comportements d'investissement et des arbitrages de portefeuille nationaux et internationaux, il a paru utile de :

- réestimer la fonction de demande de monnaie de la zone euro présentée dans l'article du *Bulletin de la Banque de France* n° 111 (2003) afin de vérifier si la révision des données (PIB, prix, etc.) et l'allongement de la période d'estimation n'entraînaient pas de modifications majeures ;
- tenter, de manière « naïve », de construire une fonction de demande de monnaie hors contrepartie extérieure ;
- alternativement, introduire dans l'équation de M3 des variables (prix d'actifs) visant à capter les comportements de portefeuille.

La suite de l'étude est organisée de la manière suivante :

- la deuxième partie est consacrée à une brève description des données et des spécifications ;
- la troisième partie est dédiée, d'une part, à la présentation des résultats de la réestimation du modèle de base en retenant M3 (en termes réels) comme variable expliquée puis M3 hors contrepartie extérieure (en termes réels) et, d'autre part, à l'exposé des résultats du modèle incorporant des prix d'actifs dans la demande de monnaie ;
- la quatrième partie est consacrée à une étude comparative des résultats des travaux récents sur la fonction de demande de monnaie avec prise en compte des prix d'actifs ;
- des mesures de l'écart d'encaisses réelles sont proposées dans la cinquième partie tandis que les principaux enseignements de l'étude sont synthétisés dans la dernière partie.

¹ Au cours de cette période, dans un contexte d'écart positif entre les emprunts en dollars et en euros, les agents non financiers de la zone euro se sont globalement endettés en euros auprès des institutions financières monétaires de la zone pour accroître leurs avoirs extérieurs. De ce fait, la contribution de la contrepartie « concours au secteur privé » à la croissance de M3 a été très soutenue, compensant l'incidence restrictive des créances sur l'extérieur.

2| Spécifications et données

2| I Les spécifications

Le modèle de base

L'équation de demande de monnaie peut être écrite sous la forme semi-logarithmique suivante :

$$(1) m_t - p_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 \text{rown}_t + \gamma_3 \text{rct}_t + \gamma_4 \text{rlt}_t + \gamma_5 \pi_t + \varepsilon_t$$

où m_t est le logarithme du stock de monnaie à la période t , p_t le logarithme du déflateur du PIB, π_t le taux d'inflation, y_t le logarithme du PIB réel, rown_t , rct_t et rlt_t sont respectivement le taux d'intérêt intrinsèque (cf. encadré), les taux d'intérêt nominaux de court et long termes, et enfin ε_t un terme d'erreur. Les γ_i sont les paramètres à estimer ($\gamma_1 > 0, \gamma_2 > 0, \gamma_3 < 0, \gamma_4 < 0, \gamma_5 < 0$).

Pour étudier les caractéristiques d'une fonction de demande de monnaie hors contrepartie extérieure sous la forme semi-logarithmique), le membre de gauche de la précédente équation sera défini comme la différence entre les encaisses réelles ($m_t - p_t$) et la contrepartie extérieure en euros constants.

La prise en compte des prix des actifs financiers

Selon Friedman (1988), les prix des actifs auraient un impact significatif sur les encaisses réelles et interviendraient donc comme l'une des variables explicatives des fonctions de demande de monnaie. Ils exerceraient toutefois des effets de sens opposés. L'agrégat monétaire serait positivement lié aux prix des actifs financiers *via* un effet de richesse et négativement corrélé à ceux-ci *via* un effet de substitution.

L'effet de richesse transiterait par trois canaux :

- une hausse du prix des actifs impliquerait celle de la richesse nominale (ou de la richesse réelle pour un prix donné) engendrant à son tour une augmentation des ratios richesse réelle sur revenu réel et monnaie sur revenu ;
- la hausse du rendement attendu des valeurs risquées (actions par exemple) entraînerait une réallocation des portefeuilles des agents en faveur d'actifs monétaires plus sûrs ;
- une augmentation des prix des actifs accroîtrait le volume de monnaie nécessaire aux transactions financières.

L'effet de substitution découlerait du fait qu'une augmentation du prix des actifs (ici le cours des actions européennes) inciterait les agents à en détenir plus au détriment de la monnaie car ils s'attendraient à en retirer une plus-value dans le futur.

Plusieurs travaux récents intègrent le prix des actifs financiers dans la fonction de demande de monnaie de la zone euro. Dans ce cas, l'équation précédente s'écrit sous la forme :

$$(2) m_t - p_t = \gamma_0 + \gamma_1 y_t + \gamma_2 \text{rown}_t + \gamma_3 \text{rct}_t + \gamma_4 \text{rlt}_t + \gamma_5 \pi_t + \gamma_6 \text{prix}_t^{\text{actifs}} + \varepsilon_t$$

où $\text{prix}_t^{\text{actifs}}$ est le logarithme du prix réel des actifs financiers (ici, un cours boursier européen déflaté par le prix du PIB).

2| 2 Les données

Les données réelles et monétaires

Les sources officielles (Eurostat et BCE) ont été utilisées ici dans la plupart des cas. L'agrégat M3 (*Bulletin mensuel* de la BCE, 2005), disponible mensuellement depuis janvier 1980, a été trimestrialisé en prenant la valeur moyenne des encours mensuels sur un trimestre. Le PIB (Eurostat), disponible depuis 1990, a été rétropolé selon la méthode proposée par Beyer *et al.* (2001) (cf. *Bulletin de la Banque de France*, 2003). Le taux d'inflation a été calculé comme la différence première du logarithme du déflateur du PIB. Les taux d'intérêt de court et long termes (BCE) n'étant disponibles que depuis 1994, ils ont été rétropolés à l'aide des séries de la base de données de l'Area Wide Model de Fagan *et al.* (2005). Les séries réelles sont corrigées des variations saisonnières (cvs).

Le taux intrinsèque, une moyenne pondérée des rendements des composantes de M3, a été calculé à la Banque de France (cf. encadré). Une analyse du raccordement des anciennes séries dites RIR (*Retail Interest Rates*), disponibles jusqu'en octobre 2003 et des nouvelles statistiques dites MIR (*MFI Interest Rates*), publiées à partir de janvier 2003, a été effectuée.

La série de créances nettes sur l'extérieur, disponible à une fréquence mensuelle depuis janvier 1980, a été rétropolée et publiée par les services de la BCE (cf. graphique 1).

ENCADRÉ

Évaluation du taux intrinsèque

Le taux intrinsèque est défini comme la moyenne pondérée des rendements des composantes de M3 (billets en circulation, dépôts à terme d'une durée initiale inférieure à deux ans, dépôts remboursables avec un préavis inférieur à trois mois, pensions, certificats de dépôts, parts d'OPCVM monétaires, titres de créances négociables d'une durée initiale inférieure à deux ans). Les poids correspondent à la part de l'encours de chaque composante dans le total.

Une étude du raccordement des nouvelles séries MIR (MFI Interest Rates) avec les anciennes séries RIR (Retail Interest Rates), a été réalisée pour chaque composante de M3. Contrairement aux statistiques MIR les données RIR n'étaient pas harmonisées au niveau européen (notamment s'agissant des méthodes de collecte et de production), d'où des écarts entre les deux types de séries, probablement imputables à un biais d'échantillon sur les taux d'intérêt RIR.

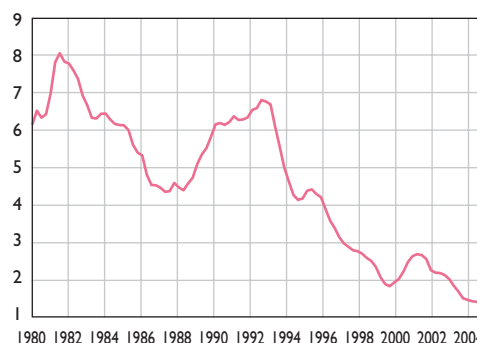
Pour la période 1999-2004, les anciennes séries RIR ont été calées sur les nouvelles séries MIR.

S'agissant de la période antérieure à l'introduction de l'euro (1980-1999), deux options étaient envisageables :

- raccorder les séries RIR « pré zone euro » estimées, utilisées pour l'article du n° 111 du Bulletin de la Banque de France sur la demande de monnaie (2003), aux séries RIR zone euro calées à partir de 1999 sur les MIR, avec l'avantage de la comparabilité avec les travaux précédents ;

Taux intrinsèque

(en %)

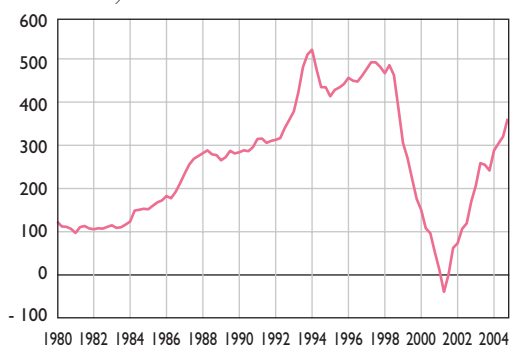


- rétropoler le taux de rendement à partir de celui présenté dans le Bulletin n° 111 qui reposait sur les données RIR disponibles sur l'ensemble de la période (cf. encadré ad hoc du Bulletin n° 111).

Jugée préférable d'un double point de vue, la deuxième option a été retenue (meilleure crédibilité économique du résultat, cohérence et maintenance de la mise à jour périodique du calcul du rendement intrinsèque). La série de taux de rendement M3 rétropolée sur l'ensemble de la période 1980-2004 est présentée dans le graphique.

Graphique 1 Contrepartie extérieure de M3

(Milliards d'euros)



Source : BCE

Les données financières

L'indice boursier européen est l'EuroStoxx, disponible de 1987 à nos jours. Il a été rétropolé par nos soins sur la période précédant 1987 à l'aide du DAX 30 (cf. Carstensen, 2004). Les valeurs trimestrielles sont obtenues comme la moyenne des données mensuelles². L'indice réel est le rapport de l'indice EuroStoxx rétropolé et du déflateur du PIB.

Ni un indice de volatilité boursière ni ceux des valeurs technologiques n'ont été introduits dans cette étude car ces variables sont trop « bruitées ». En effet, en raison des valeurs très élevées prises par ces indices à certaines dates, leur prise en compte aurait été

² Les indices EuroStoxx et DAX 30 sont tirés de la base de données Datastream.

équivalente à celle d'une variable indicatrice. En outre, une telle introduction n'est pertinente que dans une analyse de la dynamique de court terme.

Les tests traditionnels de stationnarité Dickey et Fuller (DF) ou Dickey et Fuller augmenté (ADF) font apparaître (cf. annexe A.1) que les variables sont intégrées d'ordre un (sauf peut-être l'inflation). En effet, dans le cas de l'inflation, la faible puissance des tests ne permet pas de savoir de manière précise si elle est stationnaire autour d'une tendance ou stationnaire d'ordre 1, soit $I(1)$. Dans la suite de l'étude, elle est supposée $I(1)$.

3 | Résultats empiriques

Le système de variables est écrit sous la forme standard d'un modèle vectoriel à correction d'erreur (*Vectorial Error Correction Mechanism – VECM*), dans lequel on teste le nombre de relations structurelles entre les différentes variables du modèle. Ce système s'écrit :

$$(3) \Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_l \Delta x_{t-l} + AB'x_{t-1} + \varepsilon_t$$

où x_t est le vecteur contenant les variables d'intérêt intégrées d'ordre un, Δ l'opérateur différence première, A est la matrice de vitesses d'ajustement, B la matrice des vecteurs cointégrant, et l'indice l désigne le nombre de retards du système. Les matrices Γ_i ($i = 1, \dots, l$) sont celles des coefficients de court terme.

La méthode de Johansen (1988, 1991) est privilégiée afin de tester l'existence et le nombre de relations de cointégration entre les variables du système d'une part, de faciliter la mise en place des tests récursifs d'autre part.

3 | I Analyse de la spécification de base

Estimations

Afin de vérifier si la révision des données réelles (en particulier le PIB) n'entraîne pas de modifications majeures par rapport aux résultats publiés en 2003 (cf. *Bulletin de la Banque de France* n° 111), dans un premier temps, l'équation de base est réestimée sur la période 1987 : 1 - 2002 : 1.

Ce premier test est conclusif. En effet, les résultats obtenus sont très proches de ceux de 2003 (cf. tableaux 1 et 2) :

- le test de rapport de vraisemblance (cf. annexe A.2) indique la présence de deux relations structurelles (relations de cointégration) ;
- les deux relations de long terme s'interprètent comme une demande de monnaie et une relation de Fisher qui relie le taux d'intérêt à long terme au taux d'inflation ; les coefficients estimés des variables d'intérêt ont les signes attendus et sont significatifs (les écarts-types sont entre parenthèses)³ ;

Estimation des relations de long terme (1987:1 – 2002:1)

Tableau 1 Équation de demande de monnaie

Variables	Coefficients
constante	1,251 (0,027)
y_t	1,000
$rown_t$	0,098 (0,025)
ret_t	- 0,059 (0,014)
rlt_t	- 0,018 (0,006)

Test de restrictions (LR) : Chi-deux(9) = 11,984 [0,214]

Tableau 2 Relation de Fisher

Variables	Coefficients
rlt_t	0,377 (0,104)
constante	- 1 358 (1,102)

³ L'identification de chacune de ces relations s'effectue par des tests de contraintes sur les coefficients de long terme et sur les termes de rappel.

• les coefficients des variables explicatives sont de même ordre de grandeur que ceux exposés dans l'article précédent.

Dans un second temps, la période d'étude est étendue jusqu'au quatrième trimestre 2004 ; l'équation de base est ensuite estimée. Les résultats sont alors sensiblement différents des précédents (cf. annexe A.3). En particulier (cf. tableaux 3 et 4), dans l'équation de demande de monnaie, les signes de certains coefficients sont contre-intuitifs ; en outre, d'autres coefficients sont non significatifs. Ainsi :

- le coefficient du taux intrinsèque n'a pas le signe attendu ;
- les coefficients des taux d'intérêt à court et long termes ne sont plus significativement différents de zéro.

Stabilité structurelle

Les précédentes estimations montrent que la spécification de base est très sensible à une modification de la taille de l'échantillon. D'après les méthodes conventionnelles (nombre de relations de cointégration, estimation récursive, stabilité de la dynamique de court terme, etc.), cette spécification serait peu stable au cours du temps.

Le nombre de relations de long terme obtenu en fonction des dates de début et de fin de période peut varier d'une à trois du fait du seul ajout d'une observation (cf. annexe A.4). Dans le cadre de l'analyse menée ici, si l'on sait interpréter économiquement deux relations de long terme (demande de monnaie et relation de Fisher), la mise en évidence d'une troisième relation structurelle rend l'exercice d'interprétation plus complexe.

En outre, l'examen graphique des estimations récursives des paramètres des relations de long terme permet de déterminer les éventuelles variations de ces paramètres (ou leur non-significativité) au cours du temps ⁴. L'évolution temporelle des coefficients estimés (avec leur intervalle de confiance à 95 %) indique qu'ils sont loin d'être stables (cf. graphique 2) : on observe, notamment, leur forte variation entre 1999 et 2001. En outre, ces coefficients ont souvent le mauvais signe en fin de période ⁵.

La stabilité des coefficients de long terme est liée à celle des coefficients de court terme. Il convient alors de tester également l'hypothèse de stabilité pour l'ensemble des coefficients de court terme. Pour cela, trois types de tests (tests de Chow récursifs) ont été mis en œuvre ⁶ : le premier détecte l'existence de points aberrants tandis que les deux autres sont plus appropriés à l'identification d'éventuelles ruptures structurelles.

Estimation des relations de long terme (1987:1 – 2002:4)

Tableau 3 Équation de demande de monnaie

Variables	Coefficients
constante	1,467 (0,066)
y_t	1,000
$rown_t$	- 0,116 (0,069)
rc_t	- 0,046 (0,039)
rl_t	- 0,005 (0,016)

Tableau 4 Relation de Fisher

Variables	Coefficients
rlt_t	0,373 (0,075)
constante	- 1 358 (1,169)

Test de restrictions (LR) : Chi-deux(9) = 24,435 [0,004]

⁴ Les résultats sont obtenus en estimant le modèle de manière récursive, en commençant avec un sous-échantillon comprenant les deux tiers des observations puis en l'étendant d'un trimestre à chaque fois.

⁵ Des tests portant sur la validité de l'ensemble des restrictions imposées aux coefficients et fondées sur des a priori théoriques ont été également effectués. Globalement, on rejette ces restrictions (i.e. les coefficients peuvent prendre des valeurs non forcément conformes à celles imposées par la théorie). Les résultats détaillés des tests sont disponibles auprès des auteurs.

⁶ Trois types de tests de Chow :

- le test « one step ahead » est un test de diagnostic de l'existence de points aberrants ;
- le test « breakpoint » permet de vérifier la présence de changements structurels des paramètres ;
- le test « predictive failure » permet de détecter une rupture liée à l'augmentation de la taille de l'échantillon. Les résultats détaillés relatifs aux tests sont disponibles auprès des auteurs.

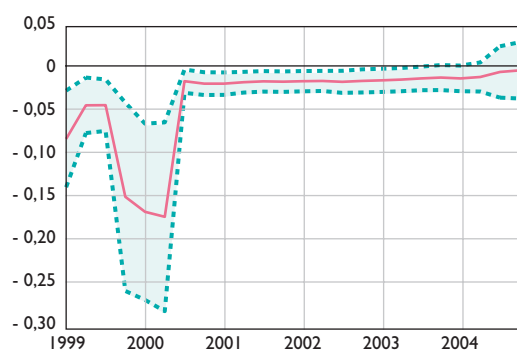
Le test permettant d'identifier les points aberrants en détecte deux. Les tests consacrés à la mise en évidence de ruptures structurelles révèlent une instabilité au

moins dans l'équation de demande de monnaie. Globalement, ces résultats conduisent au rejet de l'hypothèse de stabilité de la dynamique de court terme.

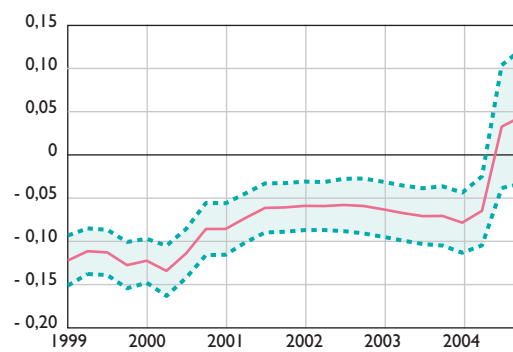
Graphique 2 Estimation récursive des coefficients de long terme

(intervalles de confiance à 95 %)

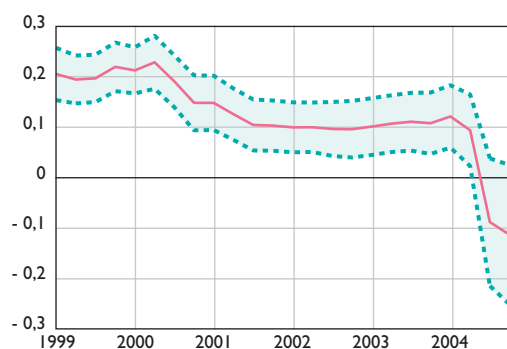
Demande de monnaie



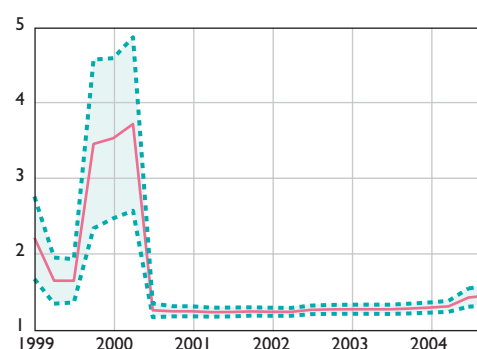
— Taux d'intérêt à long terme
— Coefficient estimé +/- 2 écarts types



— Taux d'intérêt à court terme
— Coefficient estimé +/- 2 écarts types

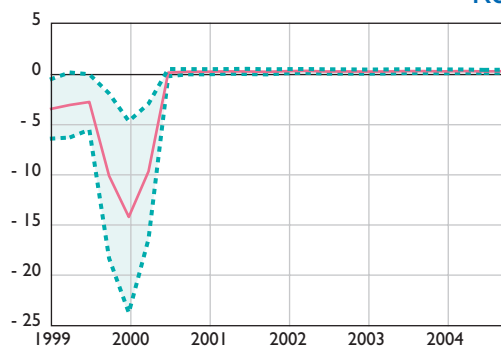


— Taux intrinsèque
— Coefficient estimé +/- 2 écarts types

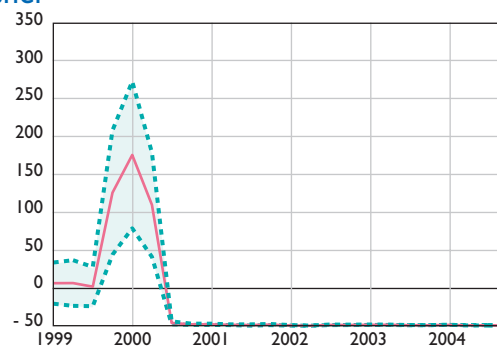


— Constante
— Coefficient estimé +/- 2 écarts types

Relation de Fisher



— Taux d'intérêt à long terme
— Coefficient estimé +/- 2 écarts types



— Constante
— Coefficient estimé +/- 2 écarts types

Encaisses monétaires hors contrepartie extérieure

Pour vérifier si l'instabilité du système associé à l'équation de base d'encaisses réelles est due à la contrepartie extérieure, on peut procéder de deux manières : étudier la stabilité des paramètres de l'équation de base en retenant comme variable expliquée les encaisses monétaires hors contrepartie extérieure ; analyser l'évolution du nombre des relations de long terme en fonction du nombre des observations. En effet, si les encaisses monétaires nettes de la contrepartie extérieure étaient mieux décrites par le modèle de base, le nombre de relations d'équilibre devrait se stabiliser pour converger vers une valeur donnée. On noterait ainsi la disparition des nombres extrêmes (1, 4, 5) quelles que soient les dates de début ou de fin de l'échantillon. Notons que ces deux approches conduisent, généralement, aux mêmes conclusions. C'est la raison pour laquelle nous avons opté pour la solution la plus simple : étudier l'effet de la contrepartie extérieure de M3 via son influence sur le nombre de relations d'équilibre (cf. tableau 5). On observe une variation non négligeable du nombre de relations de long terme. De ce point de vue, les relations obtenues avec les encaisses monétaires nettes de la contrepartie extérieure apparaissent aussi « instables », voire plus, (en termes de quantité de relations structurelles) que celles correspondant à l'ensemble de l'agrégat (cf. annexe A.4). De ce fait, remplacer les encaisses monétaires totales par l'agrégat

monétaire hors contrepartie extérieure ne permet pas de résoudre le problème de robustesse ou de stabilité de l'équation traditionnelle de demande de monnaie. Bien qu'intéressante, l'idée consistant à isoler l'effet de la contrepartie extérieure n'a pas résisté aux critères statistiques traditionnels de validation ; cette piste se révèle donc infructueuse.

3 | 2 Spécification augmentée des prix des actifs

Estimation et stabilité structurelle

Le nouveau modèle incluant les prix des actifs financiers (équation 2) est estimé sur la période 1982 :1-2004 :4. Le test de la trace (cf. annexe A.5) indique la présence de deux relations d'équilibre qui peuvent toujours être interprétées comme une équation de demande de monnaie et une relation de Fisher ⁷. L'élasticité unitaire du revenu à la demande de monnaie est toujours parfaitement acceptée par le test du ratio de vraisemblance, au seuil de 5 %. Les coefficients du taux court et du taux intrinsèque étant de même ampleur (en valeur absolue), nous avons imposé l'hypothèse de leur égalité ; cette contrainte est également acceptée par le test précédent. Elle permet d'introduire dans la demande de monnaie l'écart entre le taux court et le taux intrinsèque (à la place du taux d'intérêt de court

Tableau 5 Nombres $r1/r2$ de relations de cointégration (au seuil de 5 %) (a)

Dates de début d'échantillon	Dates de fin d'échantillon					
	2002:1	2002:4	2003:1	2003:4	2004:1	2004:4
1985:1	2/1	2/2	2/2	2/2	2/1	2/1
1985:4	2/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1986:1	2/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1986:4	2/2	4/2	4/2	4/2	4/1	5/1
1987:1	2/2	4/2	4/2	4/2	4/1	4/1
1987:4	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1988:1	1/1	1/1	1/1	2/1	2/1	2/1
1988:4	3/1	4/2	4/2	4/2	4/2	4/2
1989:1	4/1	4/2	4/2	4/4	4/4	4/4
1989:4	3/1	4/3	4/1	4/1	4/3	4/2

(a) $r1/r2$: $r1$ représente le nombre de relations obtenu par le test de la trace et $r2$ le nombre de relations obtenu par le test de la plus grande valeur propre.

⁷ Tout comme dans l'étude de la BCE (Bruggeman et al., 2003), il est possible de faire ressortir une équation du taux intrinsèque de M3, désignée par ces auteurs comme une relation de « pricing ». Cette relation n'ayant cependant pas de fondement microéconomique, nous avons préféré ne pas la retenir ici. Par ailleurs, dans notre estimation, la plupart des coefficients de cette équation n'étaient pas significatifs.

terme et du taux intrinsèque. En outre, l'ensemble des contraintes du système des équations du modèle est accepté autour de 50 %, niveau se situant dans la partie haute de la zone de non-rejet de ce type de tests.

Ainsi, dans l'équation de demande de monnaie (cf. tableau 6), tous les coefficients sont significatifs, en particulier, celui du prix des actifs dont la semi-élasticité est la plus élevée.

Pour résumer les résultats obtenus en les rapprochant de ceux de 2003, on observe que : le coefficient associé aux taux courts a baissé au profit de celui du taux long ; la pente de la relation de Fisher (coefficient du taux long) est quasi stable (cf. tableau 7) ; un effet de substitution (coefficient significativement négatif des prix des actifs) est apparu via la présence des rendements boursiers européens dans l'équation de long terme de la demande de monnaie (cf. tableau 6).

L'existence de cet effet de substitution, qui demande à être confirmée entre autres par des estimations incluant des observations ultérieures, conduirait aux remarques suivantes :

- toutes choses égales par ailleurs (ici à production et prix constants), en se fondant sur l'équation quantitative de la monnaie, une baisse du rendement boursier entraînerait une augmentation de l'encaisse réelle et un recul de la vitesse de circulation de la monnaie ;
- l'évolution des marchés d'actions serait ainsi un facteur explicatif non négligeable de la dynamique de M3 dans la zone euro.

L'examen de la stabilité du système par l'intermédiaire du nombre de relations de cointégration (cf. tableau 8) montre une prédominance de la présence de deux relations d'équilibre. Les résultats obtenus ici

Estimation des relations de long terme incluant un prix d'actifs (1987 :1 - 2004 :4)

Tableau 6 Équation de demande de monnaie

Variables	Coefficients
<i>constante</i>	1,578 (0,069)
y_t	1,000
$rct_t - rown_t$	- 0,014 (0,008)
rlt_t	- 0,037 (0,009)
$prix_t^{eurostacc}$	- 0,048 (0,012)

Test de restrictions (LR) : Chi-deux(10) = 9,481 [0,487]

Tableau 7 Relation de Fisher

Variables	Coefficients
<i>constante</i>	- 3,286 (1,638)
rlt_t	0,405 (0,175)

Tableau 8 Nombres r1/r2 de relations de cointégration (au seuil de 5 %) (a)

Dates de début d'échantillon	Dates de fin d'échantillon					
	2002 :1	2002 :4	2003 :1	2003 :4	2004 :1	2004 :4
1981:1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1
1981:4	2/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1982:1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1	2/1
1982:4	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1985:1	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1985:4	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1986:1	2/2	2/2	3/2	2/2	2/2	2/2
1986:4	2/2	3/2	3/2	2/2	2/2	2/2
1987:1	3/2	3/2	3/3	3/2	3/2	3/2

(a) r1/r2 : r1 représente le nombre de relations obtenu par le test de la trace et r2 le nombre de relations obtenu par le test de la plus grande valeur propre.

sont comparables à ceux du modèle de base. Toutefois, ils semblent plus cohérents au sens où le nombre de relations de long terme est plus homogène.

L'estimation récursive des coefficients des relations d'équilibre conduit à des résultats modérément satisfaisants (cf. graphique 3) : certains paramètres (prix des actifs et pente de la relation de Fisher) varient de manière très graduelle tandis que d'autres (*spread* de taux ou taux long) affichent une plus grande volatilité. Ces résultats incitent à la prudence dans l'utilisation de ces équations qui devront faire l'objet d'une réestimation périodique.

Toutefois, les tests complémentaires n'indiquent pas de problème d'instabilité. En particulier, on accepte l'hypothèse de stabilité de la dynamique de court terme. En outre, malgré la présence de quelques points aberrants (au premier trimestre 2001 et deuxième trimestre 2004 pour l'équation de demande de monnaie), globalement, les tests de rupture (Chow récurrents) confirment l'hypothèse de stabilité.

Simulations

Les vecteurs de cointégration contraints (cf. cadrans 1 et 2 du graphique 4) indiquent les écarts plus ou moins marqués des variables endogènes observées (encaisses réelles et taux d'inflation) par rapport à leurs niveaux d'équilibre. Les simulations dynamiques du modèle de long terme (cf. cadrans 3 et 4 du graphique 4) montrent que les valeurs simulées et observées de M3 sont en phase. En revanche, le modèle surestime légèrement l'inflation entre 1995 et 2000 et la sous-estime entre 2000 et 2004.

Les simulations dynamiques du modèle de court terme des variables en niveau fournissent des résultats globalement satisfaisants (cf. graphique 5). En effet, outre le fait que les variables simulées affichent les mêmes profils que les variables observées, on ne note pas d'écart marqué entre les valeurs observées et simulées des agrégats.

4| Étude comparative

De nombreux articles récents ont été consacrés à la prise en compte des actifs financiers dans l'analyse des fonctions de demande de monnaie. En effet, l'introduction des prix d'actifs pourrait stabiliser les relations d'équilibre. En zone euro, ces travaux ont visé à fournir une explication à la forte croissance de l'agrégat monétaire M3 depuis l'année 2001. Le climat d'incertitude et la tendance à la baisse affichée par les marchés financiers auraient pu pousser les agents à réallouer leurs portefeuilles en faveur d'instruments de placement recensés dans M3 dans l'attente d'une conjoncture plus favorable. Le tableau 7 synthétise les résultats harmonisés issus des principaux travaux prenant en compte des actifs financiers dans la demande de monnaie de la zone euro.

Selon Kontolemis (2002), l'introduction d'un prix d'actif (moyenne du DAX et du CAC 50) améliore la relation de court terme sans que la stabilité de la relation d'équilibre en soit affectée⁸. Or, le CAC 50, qui incorpore les cinquante premières valeurs technologiques hors celles du CAC 40, affiche des variations de forte amplitude et peut être assimilé à une variable muette. Le pouvoir explicatif de cette variable est en réalité très faible.

Dans la relation monétaire de long terme mise en exergue par Bruggeman *et al.* (2003), l'influence des actifs financiers n'est pas significative. Toutefois, ils auraient un certain pouvoir prédictif à court terme⁹. Ainsi, selon ces auteurs, la prise en compte des actifs ne serait pas primordiale, notamment dans la stabilisation de l'équation de demande de monnaie¹⁰.

Ces études mettent en avant le rôle transitoire des marchés financiers dans l'analyse de l'agrégat monétaire. Cependant, deux études récentes (Boone *et al.*, 2004, Carstensen, 2004) délivrent des conclusions plus tranchées :

- Boone *et al.* (2004) concluent à la stabilité de la relation de cointégration reliant les encaisses monétaires à ses déterminants usuels et à une variable de richesse des ménages¹¹ ;

⁸ De façon similaire, Cassola et Morana (2002) expliquent que la dynamique de l'agrégat M3 en zone euro a été dominée entre 2001 et 2003 par des effets de préférence pour la liquidité traduisant des transferts transitoires de richesse des marchés financiers vers les actifs monétaires.

⁹ Bruggeman *et al.* ont également testé l'effet d'un indicateur de la volatilité (écart-type conditionnel d'un modèle GARCH estimé sur données hebdomadaires) dans l'équation de long terme. Celui-ci s'avère significatif mais de faible pouvoir explicatif.

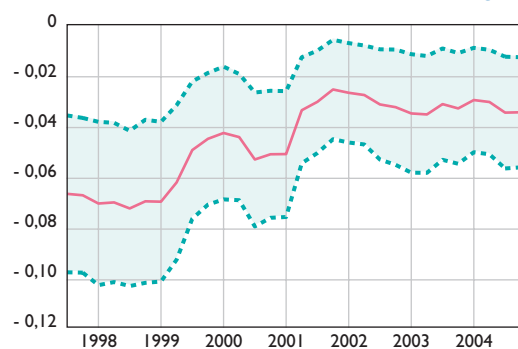
¹⁰ Une seconde relation de cointégration apparaît. Elle correspondrait selon les auteurs à une équation de « pricing » du taux intrinsèque de M3 (cf. note 7).

¹¹ Ces auteurs utilisent un indice de richesse trimestrielle estimé comme une moyenne géométrique d'un cours boursier et d'un prix de l'immobilier. Or, la série de l'indice de prix de l'immobilier résulte d'une trimestrialisation de la série annuelle fournie par la Banque des Règlements Internationaux. Cette méthode ne nous a pas convaincu. Nous ne l'avons donc pas retenu ici.

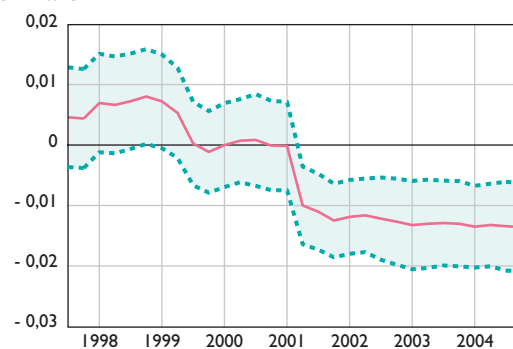
Graphique 3 Estimation réursive des coefficients de long terme

(intervalles de confiance à 95 %)

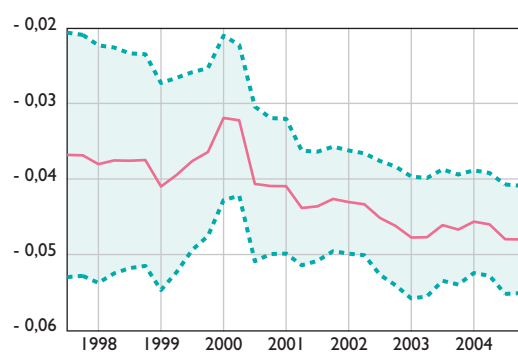
Demande de monnaie



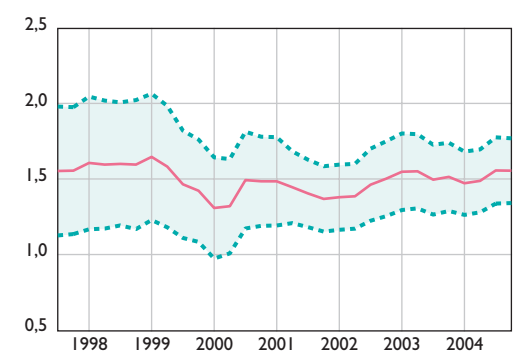
— Taux d'intérêt à long terme
 - - - Coefficient estimé +/- 2 écarts types



— Écart entre taux court et taux intrasèque
 - - - Coefficient estimé +/- 2 écarts types

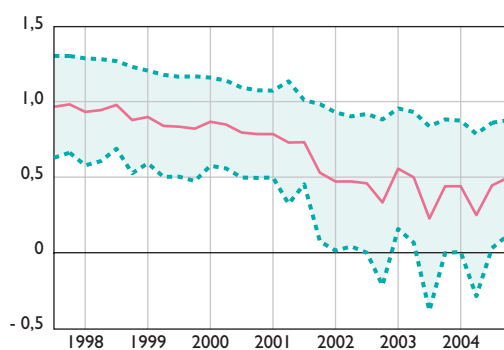


— Prix des actifs
 - - - Coefficient estimé +/- 2 écarts types

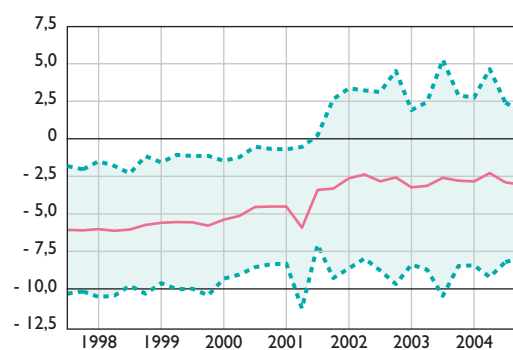


— Constante
 - - - Coefficient estimé +/- 2 écarts types

Relation de Fisher

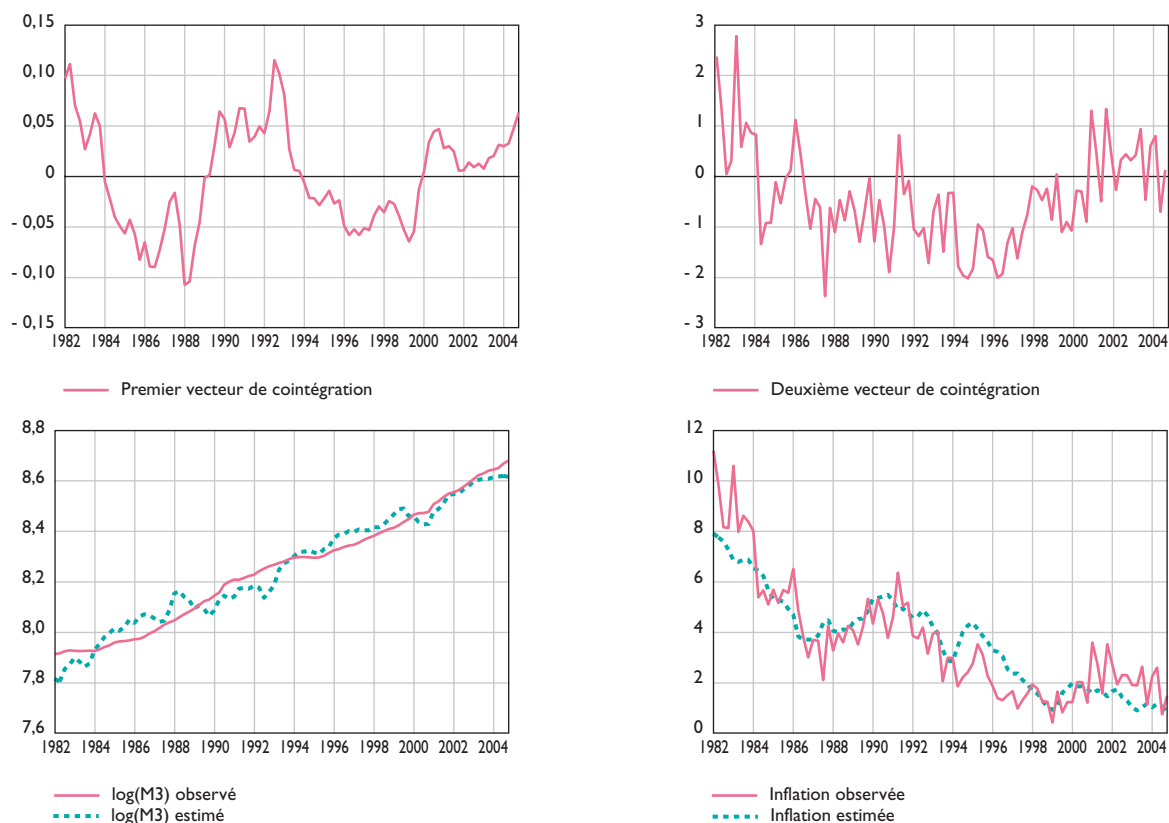


— Taux d'intérêt à long terme
 - - - Coefficient estimé +/- 2 écarts types



— Constante
 - - - Coefficient estimé +/- 2 écarts types

Graphique 4 Simulations dynamiques des relations de long terme



Source :

• Carstensen (2004) conclut que l'écart du rendement des actions (dénnoté ra) au taux intrinsèque ainsi que l'indice de la volatilité des marchés (dénnoté vol)¹² jouent un rôle crucial dans la stabilité d'une relation de demande de monnaie : l'évolution de M3 s'explique en partie par celle de ces deux variables ; en outre, à la différence de Boone *et al.*, Carstensen met en évidence un effet de substitution.

Il n'y a donc pas de véritable consensus sur les équations de base augmentées de prix d'actifs ; à cet égard, nos résultats se situent plutôt dans la lignée de ceux de la BCE et de l'OCDE, à ceci près que l'OCDE met en exergue un effet positif (*i.e.* une absence d'effet de substitution) du prix des actifs sur l'encaisse réelle.

5| Écart d'encaisses réelles

Lorsque les résultats économétriques sont satisfaisants (tant du point de vue statistique qu'économique), l'équation des encaisses réelles offre un cadre rigoureux de mesure de l'écart d'encaisses réelles (*real money gap* – RMG). Dans ce cas, l'écart d'encaisses réelles est défini comme la différence des logarithmes du niveau observé et de celui de référence des encaisses réelles¹³.

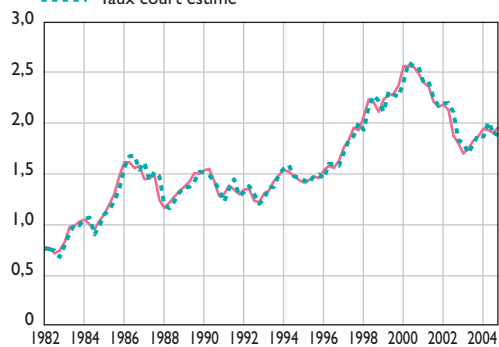
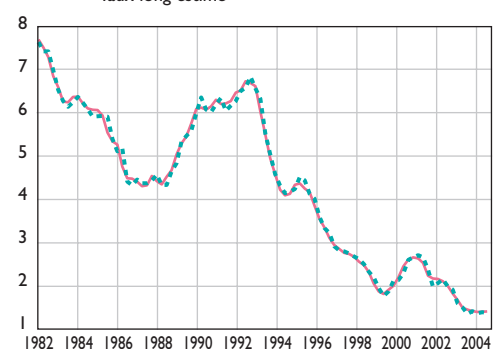
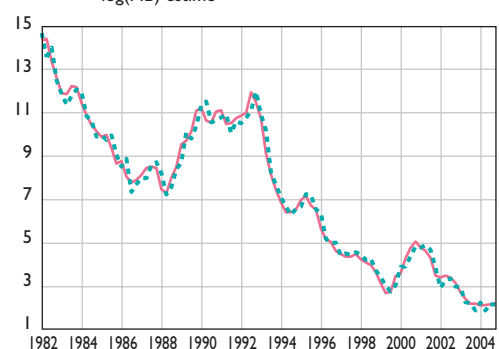
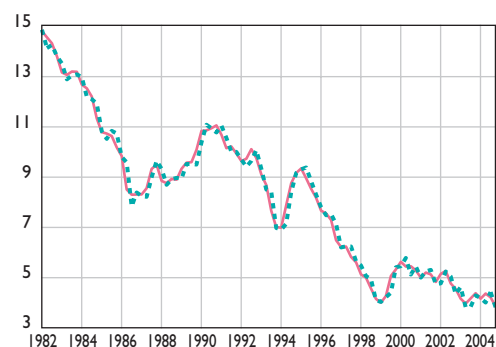
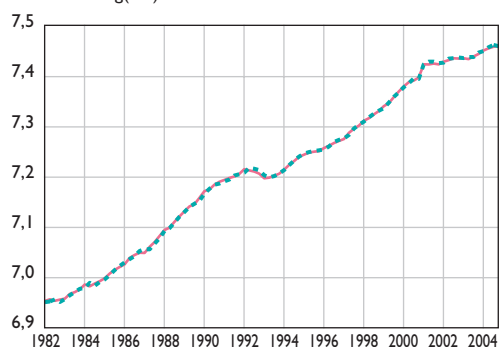
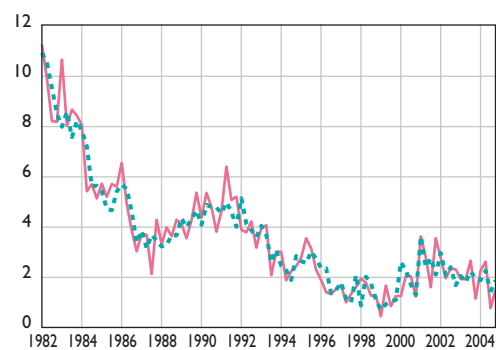
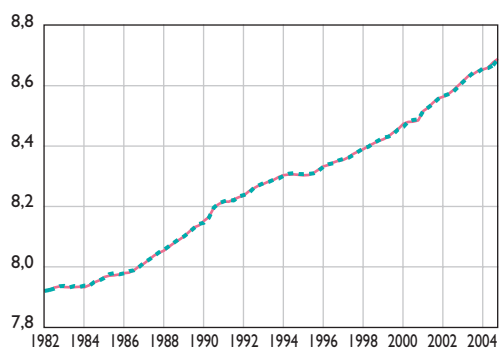
Formellement, l'écart d'encaisses réelles s'écrit (en logarithme) : $rmg_t = (m - p)_t - (m - p)_t^*$

Le niveau d'équilibre (dans la pratique, plutôt celui de référence ou la tendance) des encaisses réelles est obtenu en remplaçant les valeurs courantes du

¹² L'indicateur de volatilité financière est la moyenne sur deux ans de la variance conditionnelle tirée d'un modèle GARCH.

¹³ On retient le logarithme des encaisses réelles car leur équation est spécifiée sous une forme semi-logarithmique (linéaire).

Graphique 5 Simulations dynamiques de court terme



revenu, du taux intrinsèque et des coûts d'opportunité respectivement par leurs valeurs d'équilibre ou de référence dans l'équation de long terme des encaisses réelles. Le RMG peut alors se mettre sous la forme :

$$rmg_t = (m - p)_t - (\hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 y_t^* + \hat{\gamma}_3 \pi_t^* + \hat{\gamma}_4 rlt_t^* + \hat{\gamma}_5 (rct_t^* - rown_t^*) + \hat{\gamma}_6 (prix_t^{eurostoxx*}))$$

où la notation z_t^* désigne la valeur d'équilibre du logarithme de la variable z_t

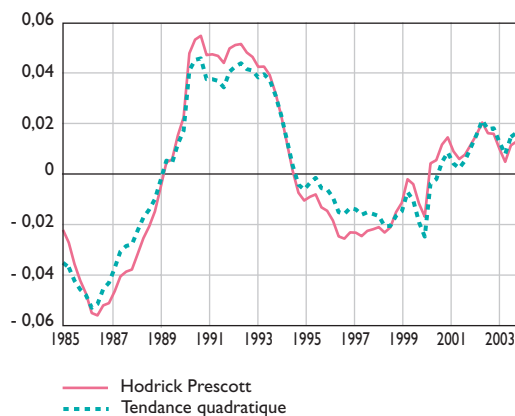
Les coefficients estimés sont tirés de la spécification de l'équation d'encaisses réelles avec un prix d'actifs financiers (cf. tableau 6). Plus précisément, l'expression générale du RMG prend la forme :

$$rmg_t = (m - p)_t - (1,578 + y_t^* - 0,037 rlt_t^* - 0,014 (rct_t^* - rown_t^*) - 0,048 prix_t^{eurostoxx*})$$

Les valeurs d'équilibre des variables sont définies comme des tendances, calculées ici à l'aide d'un filtre d'Hodrick-Prescott ou d'une tendance quadratique.

Les résultats correspondant aux deux méthodes de lissage (cf. graphique 6) sont globalement comparables d'un point de vue tant qualitatif, qu'il convient de

Graphique 6 Écart d'encaisses réelles



privilégier compte tenu des incertitudes de mesure des valeurs d'équilibre des variables, que quantitatif. Des différences non significatives apparaissent ici et là mais les dates de retournement sont les mêmes et les diagnostics tirés des deux approches s'accordent sur l'existence depuis 2001 d'un excès de liquidité dans la zone euro. Celui-ci serait toutefois assez faible, au regard notamment de la situation qui prévalait entre 1991 et 1993.

Tableau 7 Équation de long terme de demande de monnaie et prix d'actif : principaux travaux pour la

Auteurs	Périodes	Nombre de relations de cointégration	y	rown	rct	rlt	rct-rown	ra-rown	vol	Prix actifs	cst
BMN	1971 :1 2003 :4	1	1		- 0,007	- 0,0044				0,268	19,87
BDW	1980 :4 2001 :4	2	1,39	1,04	- 0,62					- 0,001	
K	1980 :1 2001 :3	1	1		- 0,046					- 0,40	
C	1980 :1 2003 :2	1	1,25				- 0,019	- 0,0014	0,04		
BdF	1981 :1 2004 :4	2	1			- 0,037	- 0,014			- 0,048	1,578

NB : Tous les taux sont en pourcentage. Les variables de même nature sont exprimées dans une unité commune. On peut donc comparer directement les coefficients estimés dans les différentes études.

Sources : BMN : Boone, Mikol, Van den Noord (2004), BDW : Bruggeman, Donati, Warne (2003), K : Kontolemis (2002), C : Carstensen (2004) BdF : Banque de France (2005)

Les résultats confirment la forte sensibilité de l'équation de base de demande de monnaie. Celle-ci se manifeste surtout par une instabilité des paramètres et une variation plus ou moins forte du nombre des relations de long terme.

Le fait d'étudier l'encaisse réelle hors contrepartie extérieure ne permet pas de résoudre le problème d'instabilité de cette équation. En revanche, l'introduction d'un prix d'actif, le cours des actions européennes, paraît plus probante au sens où elle permet d'établir une relation un peu plus stable. En outre, c'est un effet de substitution (effet négatif du rendement boursier sur l'encaisse réelle) que révèlent nos estimations. De ce fait, à prix et production constants, une baisse du rendement boursier, par exemple, se traduirait par une hausse de l'encaisse et une contraction de la vitesse de circulation de la monnaie.

L'équation retenue ici en tenant compte du cours des actions peut être rapprochée de celles proposées récemment par la BCE et l'OCDE. Outre le fait que l'effet du prix d'actifs est significatif dans cette étude, l'effet de substitution révélé est assez conforme à l'intuition, alors que l'OCDE a mis en exergue un effet richesse mais pas de substitution, plus difficile à justifier.

Enfin, même s'il convient d'être prudent dans l'interprétation des résultats qui devraient être confirmés via des estimations ultérieures, l'écart d'encaisses réelles paraît positif depuis 2001. C'est donc un excès de liquidité modéré mais persistant qui prévaudrait dans la zone euro depuis cette date.

Bibliographie

Banque Centrale Européenne (2005)

« Évolutions monétaires et financières », *Bulletin mensuel*, p. 15-22, juillet

Banque de France (1999)

« L'impact des opérations avec l'extérieur sur la création monétaire dans la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 69, p. 49-56

Banque de France (2002)

« L'élaboration de la balance des paiements et de la position extérieure de la zone euro », *Bulletin de la Banque de France*, n° 107, p. 37-54

Banque de France (2003)

« Estimation d'une fonction de demande de monnaie pour la zone euro : une synthèse des résultats », *Bulletin de la Banque de France*, n° 111, p. 47-72

Beyer (A.), Doornik (J.A.) et Hendry (D.F.) (2001)

« Constructing historical euro-zone data », *The Economic Journal*, 111, F102-F121

Boone (L.), Mikol (F.) et Van den Noord (P.) (2004)

« Wealth effects on money demand in EMU: Econometric evidence », *Working Paper*, n° 411, OCDE

Bruggeman (A.), Donati (P.) et Warne (A.) (2003)

« Is the demand for euro area M3 stable? », *Working Paper*, n° 255, Banque Centrale Européenne

Carstensen (K.) (2004)

« Stock market downsizing and the stability of EMU money demand », *Manuscrit*, Kiel Institute for World Economics

Cassola (N.) et Morana (C.) (2002)

« Monetary policy and the stock market in the euro area », *Working Paper*, n° 119, Banque Centrale Européenne

Fagan (G.), Henry (J.) and Mestre (R.) (2005)

« An area-wide model (AWM) for the euro area », *Economic Modelling*, n° 22, p. 39-59

Friedman (M.) (1988)

« Money and the Stock Market », *Journal of Political Economy*, n° 96, p. 221-245

Johansen (S.) (1988)

« Statistical analysis of cointegrating vectors », *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 12, p. 231-254

Johansen (S.) (1991)

« Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models », *Econometrica*, n° 59, 1551-1580

Kontolemis Z. (2002)

« Money demand in the euro area: Where do we stand (today)? », *Working Paper*, n° 185, International Monetary Fund

ANNEXE

A.1 Propriétés statistiques des séries

Variables	Ordres d'intégration	Statistiques de test
m_t	$I(1) + t$	4,554415 [ADF]
y_t	$I(1) + t$	5,116810 [ADF]
$rown_t$	$I(1)$	- 1,549583 [ADF]
rct_t	$I(1)$	- 1,710159 [ADF]
rlt_t	$I(1)$	- 1,466860 [ADF]
π_t	$I(0) + c$	- 2,013030 [ADF]
$prix_t^{eurostoxx}$	$I(1) + c$	0,418139 [ADF]

t = tendance ; c = constante

A.2 Statistiques du test de la trace : spécification traditionnelle (1987 :1-2002 :1)

Valeurs propres	Statistiques de rapport de vraisemblance	Valeurs critiques à 5 %	Nombres de relations de cointégration
0,594	137,357	103,847	Aucune (a)
0,384	82,347	76,973	Au plus 1 (a)
0,318	52,777	54,079	Au plus 2
0,187	29,441	35,193	Au plus 3
0,159	16,797	20,262	Au plus 4
0,097	6,251	9,165	Au plus 5

(a) Rejet de l'hypothèse au seuil de 5 %

A.3 Statistiques du test de la trace : spécification traditionnelle (1987 :1-2004 :4)

Valeurs propres	Statistiques de rapport de vraisemblance	Valeurs critiques à 5 %	Nombres de relations de cointégration
0,577	140,667	103,847	Aucune (a)
0,340	78,678	76,973	Au plus 1 (a)
0,250	48,697	54,079	Au plus 2
0,188	27,973	35,193	Au plus 3
0,139	13,010	20,262	Au plus 4
0,030	2,220	9,165	Au plus 5

(a) Rejet de l'hypothèse au seuil de 5 %

A.4 Nombres r1/r2 de relations de cointégration (au seuil de 5%)(a)

Dates de début d'échantillon	Dates de fin d'échantillon					
	2002:1	2002:4	2003:1	2003:4	2004:1	2004:4
1985:1	2/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1985:4	3/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1986:1	3/1	1/1	1/1	1/1	1/1	1/1
1986:4	3/1	2/1	2/1	2/1	2/1	3/1
1987:1	2/1	2/1	1/1	1/1	1/1	2/1
1987:4	3/2	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1988:1	3/3	2/2	2/2	2/2	2/2	2/2
1988:4	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1989:1	3/3	3/2	3/2	3/2	3/2	3/2
1989:4	3/2	3/2	3/2	3/2	2/2	3/2

(a) r1/r2 : r1 représente le nombre de relations obtenu par le test de la trace et r2 le nombre de relations obtenu par le test de la plus grande valeur propre.

A.5 Statistiques du test de la trace : nouvelle spécification (1982 :1-2004 :4)

Valeurs propres	Statistiques de rapport de vraisemblance	Valeurs critiques à 5 %	Nombres de relations de cointégration
0,542	70,429	53,188	Aucune (a)
0,329	47,812	47,079	Au plus 1 (a)
0,274	37,826	40,957	Au plus 2
0,223	31,212	34,806	Au plus 3
0,172	18,577	28,588	Au plus 4
0,099	12,723	22,299	Au plus 5
0,054	8,094	15,892	Au plus 6

(a) Rejet de l'hypothèse au seuil de 5 %